

高齢者ネットワーク規模の変化の男女差： 離散時間ロジットモデルを用いて

中 田 知 生

高齢者ネットワーク規模の変化の男女差： 離散時間ロジットモデルを用いて

中 田 知 生
Tomoo NAKATA

目次

1. 問題の所在と仮説
2. データと分析方法
3. 分析
4. 結果と考察

[Abstract]

Changes in Social Network Size among Japanese Elderly People through Discrete-Time Logic Models

This study examines the gender differences in the relationship between the loss of spouse and the shrinking of social relations for people later in life. Previous studies reveal that males rely heavily on support from their spouse, while females tend to seek support from their relatives and friends. Therefore, males' network should shrink after the loss of their spouse if this explanation is suitable. This study employed the National Survey of the Japanese Elderly from Wave I (1987) to Wave VI (2002). The dependent variable was whether the social network, measured by the number of friends and organizations to which the respondents belonged, decreased or not. The dummy variables of the respondents' marital status, years of education, occupational status, self-rated health, subjective economic status, and feeling of isolation were used as independent variables. The results of the analysis suggest the following: (1) Loss of spouse does not have any significant effect on the network size of males. (2) Occupational status and health have significant effects. These results suggest males' network does not shrink in times of loss of spouse, but the mechanism for this result is a challenge for future research.

1. 問題の所在と仮説

ソーシャル・ネットワークは、今日、社会科学の中心的なテーマとなってきた。特に高齢期においては、高齢者は孤立しているというネガティブなイメージの払拭のためにも、他者とのつながりを確認することは必要である（前田 1998）。また、社会関係資本と同様に、貨幣のような経済的な資源だけではなく、非貨幣的な資源が人間の生活を守るために必要であり、有効であることが示されて

きているためという背景もある（古谷野 1991；上野 1988）。

このようなソーシャル・ネットワーク研究は、主観的満足感や健康などへのさまざまな波及効果の研究が進められる一方（古谷野 1991；原田ら 2005）、その構造に対する研究も進められている。その構造に関する研究のひとつが男女差に関する研究である。これについては、ジェンダー、福祉、地域、老年学などさまざまな領域からの調査・分析が行われている。玉野（1990）は、団地に居住す

キーワード：男性高齢者、配偶者の喪失、離散ロジットモデル、社会階層

Key words：Japanese Elderly Males, Loss of Spouse, Discrete-Time Logic Models, Social Stratification

る高齢者に対する調査の結果として、男性の紐帯は配偶者に偏る傾向があり、女性は多様で柔軟なネットワークを持つと結論づけている。また、野辺は、都市郊外の夫婦世帯のデータを分析した男女のサポート・ネットワークの差異を検証している。そのとき、ネットワーク規模では、男女間に差異はない。しかし、男性は、配偶者にサポートを求めるのに対して、女性は親族や友人にサポートを求める傾向があると述べている（野辺 1999）。最後に、大和（1996）は、より理論的に踏み込んだ理論的なネットワークの男女差について検討している。男性が配偶者に頼ることか否かについては、水平的な「結びつき志向」のような観念を保持しているか否かにその要因があることを明らかにした。

これらのネットワークに関する先行研究をまとめると、日本における中高年男性はそれを配偶者に依存するということ、そして、その背景には、日本における男性稼ぎ手モデルやジェンダー・ロールの影響があることにについては一致している。すなわち、男性は、平日は遅くまで仕事で外に出ているために、地域社会での結びつきが脆弱であり、他方で、女性は地域社会においても友人関係を構築するとともに、親族ネットワークが豊富であり、それらのサポートが入手可能となるというものである。

ただ、この中高年男性の配偶者への依存が実際にどのようなものかという実態は、これまでにあまり明らかになってない。すなわち、男性は、配偶者を介して間接的に外部のネットワークに通じているのか、それとも配偶者のみにサポートを頼っているのかは大きな問題である。そして、もし、前者であれば、既婚の男性であれば、配偶者を喪失した時には、そのネットワークが縮小してしまうことも考えられる。

しかし、これまで喪失のようなライフコース上の変化の影響は、検証が困難であり、あ

まり行われていない。というのも、これまでのネットワーク研究におけるデータのほとんどは横断的データであり、調査対象者に対して懐古的に尋ね、信頼性の低いデータを収集するか、もしくは、調査対象者の年齢のばらつきをライフコースの変化に見立てて考えるなどしかなかったからである（House et al. 1994；中田 1999）。しかし、今日のパネルデータの収集や、パネルデータに対する分析手法の発展は、このような人間のライフコースの変化に対してのわれわれの疑問を解決してくれるようになってきた（小林 2011；齋藤 2008；中田 2012）。

したがって、本研究では、パネルデータを用いて、男性にとって配偶者の喪失は、ネットワーク規模の縮小を起こしているのか否かという仮説を中心に、男女の高齢期におけるネットワークの変化について検証する。

2. データと分析方法

本論で用いたデータは、ミシガン大学＝東京都老人研究所が収集した「全国高齢者パネル調査」のウェーブ1からウェーブ6を用いた。これは、65歳以上の高齢者を3年ごとに追跡しているパネルデータである。ウェーブ1は1987年に、そして、今回使用した最新のデータであるウェーブ6は2002年に行われている。今回はそのデータによる二次分析を行った。ウェーブ1では、男性995人、女性1205人で合計2200人であり、その後、ウェーブ2、ウェーブ4、ウェーブ5の調査時には、調査対象者の補充がその都度なされている。なお、本データは末尾追記に記したようにデータアーカイブから入手したものであり、データ収集上の倫理的な問題は存在しない。

従属変数は、ウェーブ t からウェーブ $t+1$ へのネットワーク規模の変化に関する概念を用いた。ここでのネットワークの指標には、親しい友人の数と所属する組織の数をい用い、

これらの指標の規模が減ったか否かというダミー変数を構築して使用した。ただし、このようなウェーブ間の規模の変化という変数を使用すると、用いることができるパネルデータのウェーブがひとつ減ってしまうことになる。しかし、ここでは、その変化をとらえることが必要であることと、もし減ったとしても5つのパネル調査のウェーブが残っていることから、この変数を用いた。

独立変数は、まず、ある調査の時点tにおいて配偶者がいるか否かのダミー変数を用いた。これについては、配偶者の喪失を問題にするために、たとえば、離別と死別を区別するべきか否かはひとつの問題となる。しかし、今回は区別せずに、婚姻状態から独身の状態への変化をその理由を問わずに捉えた。また、年齢は、60歳から5歳ずつ区切って、それぞれのカテゴリのダミー変数を用いた。他にも、教育年数（実年数）、従業上の地位（仕事を持っているか否かのダミー変数で、持っていれば1、持っていなければ0）、経済的地位として主観的な経済状態への満足度（1：非常に不満足から5：非常に満足）、孤立感（1：全く孤立していないから4：孤立している）、健康の自己評価（1：非常に悪から5：非常に良い）を独立変数として用いた。それらの基礎統計量は表1に示した。

さて、本研究においてはイベントヒストリー分析のひとつである離散時間ロジットモデルを用いる（Allison 1982；余田・林 2014）。このモデルは、ライフコースに起こるイベントへの効果を検証することができる。特に、連続した時間でイベントが生起することを確認するのではなく、あるインターバルを取った時間を一つの単位として用い、その単位でのイベントの生起を仮定するモデルである。したがって、このモデルでは、パネルデータの測定一期間をデータの1レコードとして扱うようなパーソン・ピリオド・データに変換することにより分析を行う。また、この離散

表1 用いた変数の基礎統計量

ウェーブ	1	2	3	4	5	6 全ウェーブ
友人数	2,205 3,603 843	2,088 3,689 980	2,127 3,248 834	2,433 3,32 1,521	2,052 3,702 1,341	1,983 2,7 1,016 6535
加盟集団数	1,477 1,843 874	1,445 2,048 997	1,364 1,655 843	1,267 1,470 1,551	1,364 1,581 1,363	1,320 1,546 1,038 6666
年齢	69,205 6,990 995	67,889 7,108 1,096	70,164 6,562 977	67,309 6,503 1,680	72,828 6,129 1,473	74,970 5,770 1,180 7401
婚姻上の地位	0,168 0,374 4,490	0,192 0,394 4,490	0,157 0,363 4,490	0,285 0,451 4,488	0,320 0,466 3,684	0,212 0,409 4,075 25717
従業上の地位	0,186 0,389 4,490	0,197 0,398 4,490	0,161 0,368 4,490	0,274 0,446 4,488	0,132 0,339 3,684	0,076 0,266 4,075 25717
教育年数	9,292 2,960 874	9,292 2,96 874	9,292 2,96 874	9,259 3,008 872	10,970 3,083 577	10,670 3,110 802 4873
経済満足度	2,211 0,865 861	2,100 0,788 980	2,154 0,758 839	2,160 0,734 1,540	2,301 0,830 1,352	2,288 0,783 1,028 6600
孤立感	1,321 0,585 851	1,242 0,525 971	1,202 0,496 825	1,206 0,510 1,489	1,279 0,671 1,365	1,260 0,668 1,040 6541
健康自己評価	2,476 1,073 876	2,288 1,07 987	2,334 1,035 841	2,334 1,011 1,546	2,530 1,027 1,359	2,589 1,005 1,039 6648

この表上の数値は、平均、標準偏差、ケース数である。
なお、友人数、加盟組織数、年齢は実数を用いている。他の変数は、本文中のコーディング方法のとおりである。

時間ロジットモデルでは、あるイベントが起こったか否かという繰り返しのないイベントがはいったデータしか用いることができない。しかし、人生には、再婚など配偶者が再び出現し、再離婚など離別が調査期間の間に再び起こるということがある。したがって、ここでは、単純化のために、調査期間内に一度だけ配偶者の喪失を経験した調査対象者のみを抽出した。すなわち、再婚など、独身状態から婚姻状態への変化が起こった379ケースは、分析には含んでいない。なお、分析にはstata 13を用いた。

3. 分 析

まず、表2に男性における親しい友人数が減少しているか否かと、婚姻上の地位、すなわち、婚姻状態から単身状態への変化に関するクロス集計表を示した。ここでケースの数が大幅に増えているのは、前述したとおり、各調査対象者におけるウェーブ間のインターバルがひとつの分析単位となっているからである。これをみると、親しい友人数の変化、

表2 婚姻上の地位と社会関係の変化

①友人数の変化

婚姻上の地位	友人数		合計
	変化しない	変化した	
なし	20913 (99.0%)	199 (1.0%)	21112
あり	5018 (78.9%)	1344 (21.1%)	6362
合計	25931	1543	27474

カイ二乗統計量=3.8e+03 P<0.000

②加盟組織数

婚姻上の地位	組織数		合計
	変化しない	変化した	
なし	20943 (99.2%)	169 (0.8%)	21112
あり	5080 (79.9%)	1282 (20.1%)	6362
合計	26023	1451	27474

カイ二乗統計量=3.7e+03 P<0.000

そして、加盟している組織の数の変化が婚姻上の地位が変わるとその割合を大きく減少させていることがわかる。すなわち、親しい友人数で見ると、婚姻状態ではわずか1パーセントの男性だけが友人数を減らしていたのに対して、単身状態になると、21パーセントの男性が友人数を減らしている。組織数についてもこれとほぼ同じ割合である。

では、他の変数をコントロールして分析した結果について、離散時間ロジットモデルによって検討してみよう。さて、表3が男性の分析結果である。モデル①は友人数に関する

分析であり、モデル②は加盟組織数に関する分析である。まず、婚姻上の地位の変化は、親しい友人数を減らす効果は見いだせなかったことがわかる。その他の変数の効果を見ると、60歳から64歳までの年齢階層がリファレンス集団となっている年齢については、年齢が上がるほど友人数が減らない傾向にある。特に、65歳以上についてはその傾向はだんだんと強くなることはオッズ比の減少の程度が大きくなることから見て取れる。従業上の地位は、男性においては、友人の数を減らす効果がある。これは先行研究の知見どおり、働くことにより仕事上のつきあいが多く、地域などでの友人を増やすことができないことを意味しているであろう。また、健康が良いことは友人数を減らすことはない。ここからは健康の悪化はさらなる孤立をもたらすことも考えられる。

次に、組織数の変化への影響である。まず、配偶者の喪失は友人数と同様に加盟組織数を減らす方向にはあるものの、有意な効果をもたらしていないことがわかる。また、年齢については、高齢になると組織数を増やしているものの、友人数の分析よりは高い年齢にならなければ増えないことがわかる。友人数と結果が異なるところは、健康が悪化しても組

表3 社会関係の変化の離散時間ロジットモデル（男性）

独立変数	①友人数		②加盟組織数	
	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間
年齢 60-64	ref.		ref.	
65-69	.931	[.711 - 1.220]	.910	[.675 - 1.226]
70-74	.766	[.596 - .984]	.918	[.694 - 1.214]
75-79	.603	[.464 - .784]	.850	[.631 - 1.143]
80-84	.417	[.308 - .566]	.588	[.406 - .850]
85-89	.270	[.169 - .433]	.340	[.173 - .668]
90-	.121	[.040 - .362]	*	
婚姻上の地位	.984	[.802 - 1.207]	1.213	[.931 - 1.579]
従業上の地位	1.953	[1.632 - 2.336]	1.968	[1.549 - 2.502]
教育年数	.982	[.959 - 1.005]	1.011	[.984 - 1.040]
経済上の地位	.945	[.863 - 1.036]	.887	[.792 - .993]
孤立感	1.043	[.921 - 1.182]	.948	[.810 - 1.110]
健康自己評価	.894	[.833 - .959]	.941	[.864 - 1.023]
切片	1.425	[.853 - 2.379]	.228	[.122 - .427]
n	3382		3355	
尤度比カイ二乗	211.31		102.76	

*: ケース欠損のカテゴリ

表4 社会関係の変化の離散時間ロジットモデル(女性)

独立変数	①友人数		②加盟組織数	
	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間
年齢 60-64	ref.		ref.	
65-69	.780	[.607 - 1.003]	.790	[.607 - 1.003]
70-74	.627	[.496 - .792]	.806	[.496 - .792]
75-79	.472	[.370 - .601]	.683	[.370 - .601]
80-84	.402	[.307 - .527]	.615	[.307 - .527]
85-89	.198	[.133 - .293]	.364	[.133 - .293]
90-	.150	[.071 - .318]	.145	[.071 - .318]
婚姻上の地位	1.131	[.994 - 1.288]	1.070	[.994 - 1.288]
従業上の地位	1.271	[1.107 - 1.459]	1.322	[1.107 - 1.459]
教育年数	.933	[.912 - .956]	.958	[.912 - .956]
経済上の地位	.893	[.826 - .965]	.910	[.826 - .965]
孤立感	.927	[.832 - 1.032]	.818	[.832 - 1.032]
健康自己評価	.907	[.853 - .964]	.925	[.853 - .964]
切片	5.626	[3.805 - 8.318]	.827	[3.805 - 8.318]
n	4690		4690	
尤度比カイ二乗	257.97		89.92	

組織数が減ることはないこと。これについては、組織への加入は、加入/非加入の境界が曖昧で、いわゆる幽霊会員化などもあり得ること、それから、自分の住む地域の活動であれば参加しやすいことが考えられる。また、経済的地位が高いことは、加盟している組織を増やす効果がある。これは、高い階層におけるネットワークの多様化ということで、説明されていることである。これについては後ほど検討する。

他方、同様の分析を女性についても行ってみた。これは、表4に示した。それを見ると、以下のような男性との差異が見て取れる。ここでは、男性と比べたときの特徴がいくつか見て取ることができる。

第一に、男性と同様に、配偶者喪失の効果は有意ではない。ただし、有意水準10パーセントで見ると、配偶者の喪失により親しい友人数が減少する傾向を見させている。しかし、これまでに言われてきたように女性は男性を介したネットワークを構築しているとは思えないために、そのような間接的な紐帯の喪失ではなく、たとえば、配偶者喪失による一時的な多忙、ストレス、外出を控えるような精神的な状態などの他の理由であると考えられる。しかし、これは、これまでにはあまり言

及されない新しい知見であり、今後の詳細な説明が必要と思われる。

第二に、特に、年齢の効果が男性に比して強い。特に友人数に関しては、65歳以上の女性についてオッズ比が有意となっている。これは、先行研究でも書かれていたように、女性の方がネットワークを広げやすいことを表している。特に、年齢は、就労などに関連が強いと考えられる。女性の中高齢層は全体としての就労率は低くなるので、相対的に低い年齢でもそのために地域などにおいて友人を持ちやすくなる傾向があると考えられる。

第三に、女性においては、教育年数と経済的地位、すなわち、社会階層の効果がはっきり出ている。男性においては、組織数において主観的な経済的地位が有意であったのみであったのに対して、女性においては、友人数においても、加入組織数においても、教育年数、および経済的地位の両変数が有意となっている。社会階層とネットワークに関しては、さまざまな先行研究の知見がある。たとえば、玉野（1990）は企業規模の影響があり、男性で大企業に勤める者は地域でのネットワークが狭いと述べている。また、大和（2000）は、交際ネットワークについては、男女ともに多様であるが、ケアのネットワークに関しては、

男性は階層が高い方が狭く限定的、女性は、多様であると述べている。ここでの結果は、先行研究どおり男女とも高い社会階層を持つ個人はネットワークを広げる傾向があること意味している。特に、女性においては、その傾向が非常に強い傾向がある。

4. 結果と考察

本研究において得られた知見は以下のとおりである。1) コントロール変数を含めて分析した結果、中高年男性において配偶者の喪失によって社会関係が減少する効果は見られなかった。この結果は、この本論における仮説を棄却するような結果であった。ここから、配偶者が間接的に広げていた男性のネットワークを直接維持するようになるか、あるいは、配偶者を介して維持していた程度のネットワークを、男性高齢者自身が配偶者の喪失後は自分で構築すると考えられる。2) 年齢、仕事をしているか否か、そして、健康の悪化もまた、ネットワークの減少に対して効果を持っている変数であった。

最後に議論すべきことは、先行研究と本研究の結果における差異である。少なくとも、本研究の結果は、先行研究を否定するものではない。ここでの結果は、あくまでもパネルデータを用いて、婚姻上の地位の変化が、ネットワークの変化にどのように影響をしているかを、コントロール変数を含めながら分析したものである。これまでの横断的データによる静的な分析、構造的なものを問題とする分析と区別する必要があるとともに、そこに本論の意義があるだろう。また、先行研究であるような、ネットワークの方向の変化やネットワークの多様性の変化については、ここでは議論できなかった。たとえば、須田(1986)は、大都市に住むひとり暮らし高齢男性における日常援助ネットワークについては、子供だけではなく、近隣住民なども含まれること

を示している。もちろん、子供の居住地やその地域がどのような地域かなどの条件もあるが、配偶者を喪失したときに、男性が誰に頼るのか、あるいは自助努力を発揮するか否かについての変化は興味があるところである。これらはさらなる課題といえるであろう。

【追記】

本研究の分析にあたり、ミシガン大学ICPSRより「老研-ミシガン大学全国高齢者パネル調査<Wave 1-3>」、また、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「老研-ミシガン大学全国高齢者パネル調査<Wave 4 (1996)>」東京都健康長寿医療センター研究所、ミシガン大学)、「老研-ミシガン大学-東大全国高齢者パネル調査<Wave 5 (1999), Wave 6 (2002)>」(東京都健康長寿医療センター研究所、ミシガン大学、東京大学)の個票データの提供を受けた。記して感謝申し上げる。

【参考文献】

- Allison PD, 1982, Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, Sociological Methodology, 13: 61-98.
- 前田信彦, 1998, 「高齢者の家族とソーシャル・ネットワーク」『季刊家計経済研究』, 40: 35-43.
- 原田謙・杉澤秀博・浅川達人・斎藤民, 2005, 「大都市部における後期高齢者の社会的ネットワークと精神的健康」『社会学評論』55(4): 434-448.
- House JS, Lepkowski JM, Kinney AM, et al, 1994, "The Social Stratification of Aging and Health," Journal of Health and Social Behavior, 35: 213-234.
- 小林江里香・Jersey Liang, 2011, 「高齢者の社会的ネットワークにおける加齢変化とコホート差: 全国高齢者縦断調査データのマルチレベル分析」『社会学評論』, 62(3): 356-374.
- 古谷野亘, 1991, 「社会的ネットワーク」『老年

- 社会科学』13：68-76.
- 中田知生1999,「社会階層・健康・加齢：その理論と実証」『北星論集』36：15-46.
- 中田知生2012,「高齢者における健康満足感の推移と社会階層：集団軌跡モデルを用いて」『医療と社会』22(1)：79-89.
- 野辺政雄, 1999,「高齢者の社会的ネットワークとソーシャル・サポートの性別による違いについて」『社会学評論』50(3)：375-391.
- 齊藤雅茂, 2008,「高齢者の社会的ネットワークの経年的変化：6年間のパネルデータを用いた潜在成長曲線モデルより」『老年社会科学』29(4)：516-525.
- 須田本綿子, 1986,「大都市地域における男子ひとりぐらし老人の Social Network に関する研究」『社会老年学』24：36-51.
- 玉野和志, 1990,「団地居住老人の社会的ネットワーク」『社会老年学』32：29-39.
- 大和礼子, 1996,「中高年男性におけるサポート・ネットワークと「結びつき志向」役割との関係：ジェンダー・ロールの視点から」『社会学評論』47(3)：350-365.
- 大和礼子, 2000,「社会階層と社会的ネットワーク”再考〈交際のネットワーク〉と〈ケアのネットワーク〉の比較から」『社会学評論』51(2)：235-250.
- 上野加世子, 1988,「中高年女性のソーシャル・ネットワーク」『家族研究年報』14：73-86.
- 余田翔平・林雄亮, 2014,「離散時間ロジット」三輪哲, 林雄亮編著『SPSS による応用多変量解析』オーム社：233-252.

